UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC H3C 3J7

LA TARIFICATION DE L'ASSURANCE AUTOMOBILE ET LES INCITATIONS À LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE: UNE ÉTUDE EMPIRIQUE

par

Marcel Boyer and Georges Dionne

Texte présenté lors du Colloque international sur la régulation et la tarification en assurance automobile, Ecole Polytechnique, Paris, juin 1985. Ont également collaboré à cette recherche à titre d'agents ou d'assistants de recherche, Michel Bienvenu, Monique Bisaillon, Pierre Cossette et Marc Pellerin. Nous tenons à remercier les personnes suivantes pour leur aide et commentaires à divers moments lors de la réalisation de ce projet : M.G. Dagenais, J. Dallaire, M. Gaudry, S. Haince, T.C. Liem, U. Maag, R. Marshall, J.N. Martineau, M. Pampalon, F. Vaillancourt et A. Viel. Nous assumons par ailleurs la responsabilité entière du contenu de cet article et, en particulier, des erreurs et imperfections qui auraient pu s'y glisser. La Régie de l'assurance automobile du Québec a financé cette étude.

Université de Montréal

Centre de recherche sur les transports - Publication #436
Département de sciences économiques - Cahier #8553

Octobre 1985

Dépôt légal - 1er trimestre 1986

RÉSUMÉ

Nous présentons dans cet article une analyse de la sécurité routière comme bien économique en incorporant les phénomènes d'externalités et de risque moral qui y sont rattachés. Nous montrons comment des contrats Pareto-supérieurs d'assurance à plusieurs périodes peuvent être définis et utilisés dans le contexte du régime actuel d'assurance automobile québécois. A cette fin, nous avons estimé, par la méthode du Probit et à partir d'un échantillon aléatoire comprenant l'historique d'environ 20,000 conducteurs et une quarantaine de variables sur une période de 3 ans (août 80 à juillet 83), la probabilité qu'un individu donné soit impliqué dans un accident avec dommages corporels.

ABSTRACT

We analyze in this paper road safety as an economic good generating externalities and subject to moral hazard problems. We show how Pareto superior multiperiod contracts can be designed and applied in the present context of the Quebec automobile insurance regime. To do so, we estimated, by Probit methods and from a random sample of some 20,000 drivers' records over a 3 year period (August '80 to July '83), the probability that a given individual will be involved in an accident with bodily injuries.

INTRODUCTION

Le principal objectif du régime public d'assurance automobile québécois est de garantir une indemnisation certaine et rapide des dommages corporels à tous les individus victimes d'accidents automobiles. En effet, depuis le 1er mars 1978, tous les Québécois, conducteurs, passagers et piétons qui sont victimes de dommages corporels suite à un accident automobile, sont indemnisés directement par la Régie de l'assurance automobile du Québec (R.A.A.Q.). Les victimes de dommages corporels sont indemnisées en fonction de leur revenu sans tenir compte de leur responsabilité au moment de l'accident. Au 1er janvier 1985, le revenu annuel maximum servant au calcul des indemnités était de 33 000$. Par contre, les individus peuvent compléter le régime public par l'achat d'assurance privée. Le droit de poursuite légale pour dommages corporels est supprimé pour les parties privée et publique et le régime d'assurance public est obligatoire pour tous les conducteurs et/ou propriétaires de véhicules.

Le propriétaire de tout véhicule circulant au Québec doit également détenir une police d'assurance responsabilité pour les dommages matériels. Cette assurance est privée. L'indemnisation des assurés est directe et la subrogation entre assureurs est abolie. Finalement, l'individu n'est pas obligé d'assurer son propre véhicule.

Les principales sources de financement de la Régie publique sont le prélèvement de primes lors de l'émission des permis de conduire et des droits d'immatriculation des véhicules et la perception d'intérêt sur les placements effectués. Ces formes de financement ou de tarification ne tiennent pas compte des caractéristiques ou des risques des assurés. Elles ne tiennent pas compte non plus de l'expérience de conduite des conducteurs

(à une exception près puisque depuis 1983 la Régie utilise, en partie, l'expérience passée pour tarifer l'assurance)[1].

L'objectif de cette étude est d'étudier le comportement rationnel des individus face à la sécurité routière et de vérifier si l'expérience passée des conducteurs permet de bien approximer les risques qu'ils représentent. La sécurité routière a plusieurs caractéristiques qui rendent difficile l'analyse des conditions permettant une allocation efficace des ressources. En termes économiques, nous pouvons définir la sécurité routière comme un bien privé à composante publique et générant des externalités. En effet, le bénéfice que génère pour un conducteur un comportement prudent sur la route est fonction du comportement des autres agents. De plus, un conducteur qui "produit" de la sécurité ne peut s'approprier tous les bénéfices de son comportement. Différentes formes d'intervention de l'Etat peuvent engendrer une meilleure allocation des ressources en présence d'externalités : la limitation des vitesses de conduite, le port obligatoire de la ceinture de sécurité, la réglementation concernant la sécurité des véhicules et la loi sur la conduire automobile et la consommation d'alcool en sont des exemples.

Une autre caractéristique qui complique beaucoup l'analyse de la sécurité routière est que sa production s'effectue dans un environnement aléatoire. Cette réalité oblige les chercheurs à considérer de façon simultanée les choix d'assurance et de prévention des individus riscophobes. Par leurs activités de prévention, ceux-ci réduisent les <u>probabilités</u> d'accident et les bénéfices de ces activités sont fonction des coûts des accidents nets de l'assurance. L'introduction de l'incertitude n'est pas une source d'inefficacité lorsqu'il n'y a pas d'asymétrie d'information entre assureurs et assurés. Mais, généralement, les assureurs ne peuvent d'une part identifier directement les risques que représentent les individus et d'autre part observer sans coût important leurs activités de prévention. Ces deux problèmes

d'asymétrie d'information identifiés respectivement comme la sélection adverse et le risque moral, sont des causes importantes d'allocation inefficace des ressources. La sélection adverse peut éliminer les bons risques du marché et le risque moral peut entraîner une sous-production de sécurité routière.

Les caractéristiques du régime d'assurance automobile québécois nous permettent de limiter notre analyse aux problèmes des externalités et du risque moral. En rendant l'assurance obligatoire (sauf pour les dommages à son propre véhicule), le gouvernement a beaucoup réduit sinon éliminé l'inefficacité due à la sélection adverse : en effet, on peut raisonnablement affirmer que très peu d'individus décident de ne pas conduire et de ne pas posséder une automobile parce que le prix de l'assurance est trop élevé. Par contre, tous les individus paient la même prime publique et ont la même couverture d'assurance quel que soit leur risque respectif ou probabilité d'accident respective.

La quasi-absence de la sélection adverse n'implique pas qu'il faille nécessairement éliminer toutes les informations permettant de classifier les risques. La classifiction des risques pourrait être encore utile pour au moins deux raisons. Premièrement, elle permettrait une tarification plus équitable mais, plus important encore, elle permettrait d'isoler les facteurs autres que ceux associés aux activités de prévention dans l'explication des probabilités différentes d'accident durant une période donnée. Par ailleurs, l'utilisation de variables auxiliaires et parfois jugées discriminantes (comme l'âge et le sexe) pour approximer les risques, apparaît beaucoup plus discutable. Des variables d'exposition aux risques seraient beaucoup plus précises et équitables pour contrôler l'environnement permettant d'expliquer les probabilités d'accident. Dans la présente étude, nous avons dû utiliser des variables auxiliaires étant donné que nous n'avons pas d'information sur l'exposition au risque.

Nous pouvons représenter la probabilité d'avoir un accident durant une période donnée de la façon suivante : $p(i, x_i, x_{-i})$ où i est un vecteur de caractéristiques permettant d'isoler l'environnement de l'individu i considéré (classification des risques), x_i représente ses activités de prévention (risque moral) et x_{-i} est un vecteur représentant les activités de prévention des autres individus dans l'économie (externalités).

Plusieurs auteurs ont contribué à l'analyse économique du risque moral mais aucune étude n'a permis d'isoler empiriquement ses effets afin d'en tenir compte pour des fins de tarification de l'assurance. Jusqu'à tout récemment, seuls des modèles à une période avec tarification non-linéaire de l'assurance et/ou avec responsabilité pour négligence au moment des accidents avaient été proposés. Ces modèles ne sont pas adéquats pour le régime d'assurance actuel du Québec puisque toute forme de responsabilité ou de couverture d'assurance partielle ou en deçà de celle permise par la loi sont exclues. Nous nous sommes donc intéressés aux contrats d'assurance sur plusieurs périodes.

Une des caractéristiques importantes des contrats d'assurance sur plusieurs périodes est qu'ils permettent d'utiliser l'expérience passée des assurés pour approximer leurs risques. De plus, l'assureur peut inciter les individus à être prudents en leur proposant des contrats d'assurance qui tiennent compte de leurs activités de prévention qu'il peut observer indirectement dans le temps.

Depuis plusieurs années, les actuaires ont également développé des modèles de tarification de l'assurance en fonction de l'expérience passée des assurés. Le principal objectif visé est de permettre une tarification de l'assurance plus équitable en fonction des risques que représentent les individus. Cette tarification doit respecter la contrainte d'équilibre

financier des assureurs. Ces modèles permettent également d'inciter indirectement les individus à la prudence puisque les accidents sont implicitement fonction des activités de prévention des individus.

Dans cet article, nous présentons une analyse détaillée de l'approche économique[2]. Dans la première partie, nous définissons la sécurité routière comme un bien économique et nous présentons un modèle traitant des externalités et du risque moral. Puis, nous abordons les contrats d'assurance à plusieurs périodes. Nous montrons comment ces contrats peuvent être appliqués dans le régime actuel d'assurance-automobile québécois. Cette analyse nous permet de dégager une proposition empirique qui est à la base de ces modèles : la probabilité qu'un individu ait au moins un accident à la période t est fonction de son expérience passée comme conducteur.

Pour pouvoir vérifier cette proposition empirique, nous avons construit un échantillon aléatoire comprenant quelque vingt mille conducteurs et une quarantaine de variables. Cet échantillon est unique puisqu'il est le seul échantillon, à notre connaissance, qui regroupe à la fois des informations provenant de quatre sources différentes : les permis de conduire, les accidents passés, les points d'inaptitude et les révocations/suspensions des permis de conduire. Pour chaque conducteur, nous connaissons ses caractéristiques (telles qu'indiquées sur le permis de conduire), l'historique de ses points de démérite depuis août 1980, l'historique de ses accidents depuis août 1980 et l'historique de ses révocations/suspensions de permis de conduire depuis août 1981.

A l'aide de ces données et en utilisant le modèle de régression probit, nous avons étudié la proposition empirique mentionnée plus haut. Les résultats font l'objet de la partie II.

Dans la conclusion de l'article, nous résumons les principaux résultats de notre recherche et nous proposons différentes avenues de recherche qui permettraient d'améliorer les résultats préliminaires obtenus et de les appliquer dans le régime actuel d'assurance automobile québécois.

PARTIE I : Analyse économique de la sécurité routière : cadre théorique

1. Introduction

La sécurité routière est un bien qui, sous certains aspects, est de type privé et, sous d'autres aspects, est de type public. De plus, il est porteur d'effets externes. En effet, un automobiliste qui circule à une vitesse raisonnable et demeure constamment à l'affût des hasards de la route profite du niveau de sécurité ainsi généré qui est privé car non transférable; mais comme sa conduite prudente réduit la probabilité d'accident des autres conducteurs, il génère des bénéfices pour ces autres conducteurs sans pouvoir s'approprier ces bénéfices par un transfert monétaire de la part des bénéficiaires. Un problème de resquillage se pose et, à moins d'un cadre institutionnel adéquat, l'allocation des ressources sera inefficace.

Une allocation des ressources résultant d'un ensemble d'institutions et de mécanismes propres à une société donnée peut être qualifiée d'efficace s'il n'existe aucune autre allocation réalisable telle qu'elle apparaisse à tous les agents comme préférable ou indifférente à l'allocation considérée et strictement préférable pour au moins un agent. C'est là le critère de Pareto. C'est ce critère, le plus largement utilisé, que nous retiendrons ici. Nous pouvons alors qualifier d'efficace un mécanisme ou une institution qui est susceptible dans une situation donnée de mener à une allocation Pareto-efficace. Dans le cas de la sécurité routière, les problèmes posés par les effets externes et ceux découlant de la grande difficulté

d'observer directement les activités d'autoprotection et les risques d'un agent exigent que des mécanismes particuliers non-standards soient mis en place pour assurer une efficacité maximale compte tenu des processus des choix individuels.

Les inefficacités dues à l'existence simultanée des effets externes et de l'information incomplète pourront être prises en compte une fois bien comprises les implications ou les caractéristiques des allocations de ressources obtenues par le fonctionnement libre des marchés. Les effets externes présents dans la génération de la sécurité routière apparaissent dans les déterminants des probabilités d'accident. En effet, la probabilité qu'un individu soit impliqué dans un accident dépend de l'ensemble des activités relatives à la sécurité entreprises par les conducteurs. Quant à l'information imparfaite, elle revêt, dans le cadre de la sécurité routière et de l'assurance automobile, deux formes principales : le risque moral et la sélection adverse. Les caractéristiques du régime d'assurance automobile québécois (un seul assureur public pour les dommages corporels et régime d'assurance obligatoire) nous permettent de limiter notre étude aux problèmes du risque moral et des externalités.

Quant aux mécanismes susceptibles de contrer les inefficacités dues aux externalités et au risque moral, on peut les regrouper en trois catégories : d'abord les mécanismes classiques tels l'internalisation par la fusion des décideurs, les taxes et subsides et la création de droits de propriété donnant lieu à des échanges entre générateurs et bénéficiaires ou victimes d'effets externes; ensuite les interventions gouvernementales directes que sont les diverses réglementations du code de la route et les mécanismes légaux de responsabilité pour négligence faisant référence à un niveau de sécurité choisi socialement selon un processus plus ou moins complexe; enfin,

les mécanismes basés sur la tarification, généralement non linéaire, en fonction de variables observables corrélées avec la variable non observable que constituent les activités individuelles d'autoprotection. Dans ce dernier groupe de mécanismes, nous retrouvons la tarification en fonction des points d'inaptitude accumulés, des révocations-suspensions et de l'expérience passée comme accidenté.

Dans cet article, une attention particulière est accordée à la tarification en fonction de l'expérience passée des conducteurs[3].

2. Caractérisation des choix individuels et des choix sociaux de sécurité routière dans un régime sans choix d'assurance et sans intervention gouvernementale

La procédure que nous allons suivre est la suivante. D'abord nous allons formaliser notre discussion antérieure sur la sécurité routière et faire ressortir le caractère social - par ses effets d'externalités - des activités qui la produisent. Ensuite, nous caractériserons les choix d'un agent rationnel vis-à-vis les activités de sécurité routière pour alors caractériser les choix socialement efficaces et observer une divergence entre les choix individuels et les choix socialement efficaces.

Chaque agent peut influencer le niveau de sécurité routière à l'aide des activités x visant à réduire la probabilité d'accident. Pour simplifier la présentation, nous supposerons qu'il y a un seul type d'accident. Ainsi, un conducteur fait face à la perspective aléatoire suivante : sa probabilité d'accident est donnée par $p(x)$, une fonction de ses activités d'autoprotection x, et le coût de l'accident éventuel est $\ell > 0$. L'espérance mathématique de son utilité est :

$$p(x)\ U(S - \ell) + (1 - p(x))\ U(S) - C(x)$$

où S représente la richesse initiale et $C(x)$ est une fonction de coût.

Par ailleurs, la probabilité qu'un individu soit impliqué dans un accident dépend non seulement de ses activités x mais aussi des activités d'autoprotection des autres conducteurs. Le fait que p soit fonction des activités des autres agents introduit un effet externe qui posera un problème dans l'implantation d'un système d'assurance efficace. En effet, l'agent individuel ne prendra pas en compte, de façon générale, le bénéfice externe qu'entraînent ses activités d'autoprotection et sera porté à ne considérer que les bénéfices et coûts qui l'affectent directement.

Considérons une économie composée de (N+1) individus. Pour simplifier l'exposé, nous posons, pour le moment, que le niveau d'assurance exogène est nul. Tous les résultats demeurent valables pour tout niveau d'assurance partielle fixé de façon exogène. Nous référant à Boyer et Dionne (1985a), le choix rationnel d'activité d'autoprotection de l'individu #1 peut être caractérisé comme la solution du problème

$$(1) \quad \underset{x_1}{\text{Max}}\ Z_1 = \sum_{i=2}^{N+1} p(x_1, x_i)\, U(S_1 - \ell_1) + \left(1 - \sum_{i=2}^{N+1} p(x_1, x_i)\right) U_1(S_1) - C_1(x_1)$$

où $U_1(\cdot)$ est une fonction d'utilité croissante et concave, $U_1'(\cdot) > 0$, $U_1''(\cdot) \leq 0$, de l'individu #1;

S_1 est sa richesse initiale;

$C_1(x_1)$ est une fonction de coût croissante et convexe, $C_1'(x_1) > 0$, $C_1''(x_1) \geq 0$ avec $C_1(0) = C_1'(0) = 0$;

$p(x_1, x_i)$ est la probabilité que l'individu #1, ayant un niveau d'activité d'autoprotection x_1, soit impliqué dans un accident avec l'individu i (i = 2, ..., N+1) ayant un niveau d'activité d'autoprotection x_i; cette fonction est la même pour tous les individus et est supposée symétrique $p(x_1, x_i) = p(x_i, x_1)$. Nous posons par hypothèse que

$$p_1(x_1, x_i) = \frac{\partial p(x_1, x_i)}{\partial x_1} < 0, \quad p_2(x_1, x_i) = \frac{\partial p(x_1, x_i)}{\partial x_i} < 0,$$

$$p_{11}(x_1, x_i) > 0, \quad p_{22}(x_1, x_i) > 0 \quad \text{et} \quad p_{12}(x_1, x_i) = 0.$$

ℓ_1 est le coût d'un accident pour l'individu #1.

Nous pouvons écrire la condition de premier ordre de (1) comme suit :

$$(2) \qquad \sum_{i=2}^{N+1} p_1(x_1, x_i) \, [U_1(S_1 - \ell_1) - U_1(S_1)] = C_1'(x_1)$$

Nous allons supposer que tous les individus sont identiques et nous restreindre dans ce contexte aux équilibres de Nash symétriques qui correspondent aux équilibres uniformes de Diamond (1974). Dans ces équilibres, tous les individus choisissent le même niveau x^* d'activité d'autoprotection et la condition de premier ordre (2) prend la forme suivante

$$(3) \qquad Np_1(x^*, x^*) \, [U(S - \ell) - U(S)] = C'(x^*)$$

Par ailleurs, *à l'équilibre de Nash symétrique, les individus négligent les effets externes entraînés par leurs choix d'activités de prévention et cet équilibre est ainsi inefficace.* Si l'individu #1 prend en compte l'effet externe généré par son choix, la condition (2) prendra la forme

$$(2') \qquad \sum_{i=2}^{N+1} p_1(x_1, x_i) \, [U_1(S_1 - \ell_1) - U_1(S_1)] + \sum_{i=2}^{N+1} p_2(x_i, x_1) \, [U_i(S_i - \ell_i) - U_i(S_i)]$$

$$= C_1'(x_1)$$

Dans un équilibre uniforme, avec individus identiques, la condition de premier ordre (2') prendra la forme

$$(4) \qquad 2Np_1(\hat{x}, \hat{x}) \, [U(S - \ell) - U(S)] - C'(\hat{x}) = 0$$

La différence entre les expressions (3) et (4) est expliquée par le fait qu'en (3) l'individu ne considère que l'effet marginal de ses activités d'autoprotection sur ses propres coûts d'accident alors qu'en (4) il tient compte également de l'effet marginal de sa prévention sur les coûts d'accident des autres individus dans l'économie.

Jusqu'ici nous avons supposé que la couverture d'assurance partielle était exogène. Or, pour obtenir une solution optimale au sens de Pareto, nous devons tenir compte des choix simultanés de prévention et d'assurance avec ou sans risque moral. Nous allons maintenant étendre l'analyse et introduire les choix endogènes d'assurance.

3. Caractérisation des choix individuels et des choix sociaux de sécurité routière dans un régime avec choix d'assurance et intervention gouvernementale

3.1. La réalisation d'un optimum par la tarification de l'assurance lorsque les activités de prévention sont observables

Sans asymétrie d'information, le comportement d'un agent peut être caractérisé par la maximisation sur x et q de son espérance d'utilité Z donnée par (nous laisserons tomber l'indice 1 lorsque le contexte ne portera pas à confusion) :

$$(5) \qquad Z = Np(x, x_i)\, U(S - \Pi - \ell + q) + (1 - Np(x, x_i))\, U(S - \Pi) - C(x)$$

où q est la couverture d'assurance;

Π est la prime d'assurance actuarielle;

x_i est le niveau commun d'activités de prévention choisi par tous les autres individus i,

considérant que l'assureur est en équilibre de concurrence (profit nul) et donc que

$$(6) \qquad \Pi = Np(x, x_i)\, q \ .$$

Ce qui donne comme conditions du premier ordre, avec $A \equiv S - \Pi - \ell + q$ et $B \equiv S - \Pi$:

$$(7) \qquad (1 - Np(x, x_i))\, Np(x, x_i)\, [U'(A) - U'(B)] = 0$$

$$(8) \qquad Np_1(x, x_i)\, [U(A) - U(B)] - Np_1(x, x_i)\, EU'\, q = C'(x)$$

De (7) nous vérifions que $U'(A) = U'(B)$ et donc $q^* = \ell$. Ainsi $U(A) = U(B)$ et $EU' = U'(B)$ ce qui permet de réécrire (8) comme suit :

$$(9) \qquad -Np_1(x, x_i)\, U'(S - \Pi)\ell = C'(x)$$

Considérons l'équilibre uniforme $(x^{*\Phi}, q^*)$ où $q^* = \ell$ et $x^{*\Phi}$ satisfait

$$(10) \qquad -Np_1(x^{*\Phi}, x^{*\Phi})\, U'(S - \Pi^{*\Phi})\ell = C'(x^{*\Phi}) \ .$$

Cet équilibre n'est pas efficace car il ne tient pas compte des effets externes que chaque agent génère. En effet, avec pleine assurance, les choix efficaces de x satisfont

$$(11) \qquad -2Np_1(\hat{x}^{\Phi}, \hat{x}^{\Phi})\, U'(S - \hat{\Pi}^{\Phi})\ell = C'(\hat{x}^{\Phi})$$

En substituant $x^{*\Phi}$ solution de (10) dans (11), on obtient en utilisant (10)

$$-Np_1(x^{*\Phi}, x^{*\Phi})\, U'(S - \Pi^{*\Phi})\ell > 0$$

et donc $\hat{x}^{\Phi} > x^{*\Phi}$.

Ainsi, dans un régime avec parfaite information (donc sans risque moral) le gouvernement pourrait intervenir et, par le biais de subventions ou de taxes, inciter les assureurs à tenir compte des externalités dans leur tarification[4].

3.2. La réalisation d'un optimum par la tarification de l'assurance en présence de risque moral

Négligeons pour l'instant les effets externes. Dans la littérature économique, le risque moral est défini comme l'effet de l'assurance sur les activités d'autoprotection des assurés. Sous l'assurance et en présence d'asymétrie d'information entre assureur et assuré, l'assuré n'a pas d'incitation à produire un niveau efficace de prévention. Deux types de solution ont été proposés pour réduire les inefficacités associées au risque moral : la couverture partielle d'assurance (Shavell (1979), Holmstrom (1979))[5] et les contrats d'assurance sur plusieurs périodes avec un système bonus-malus (Radner (1981), Rubinstein-Yaari (1983), Henriet-Rochet (1984)). Il est possible de démontrer qu'il existe un nombre de périodes $\bar{T}$ tel que pour tout $T \geq \bar{T}$, le deuxième type de solution domine le premier. Au Québec, le régime étatique d'assurance actuel a plusieurs caractéristiques qui permettent d'envisager l'application d'un tel type de contrat : il y a un seul assureur et la période de contrat est très longue en moyenne. Elle correspond au nombre de périodes durant lesquelles un individu détient un permis de conduire puisque l'assurance est obligatoire. Nous allons maintenant décrire ce type de contrat.

Dans la section précédente, nous avons montré que, sans asymétrie d'information sur les activités de prévention, le problème d'allocation efficace des ressources consiste à maximiser, sur une période, l'espérance d'utilité du consommateur sous la contrainte que l'assureur est en équilibre.

Nous avons vérifié, en utilisant les équations (7), (8) et (9), que l'équilibre uniforme sans prise en compte des externalités correspondait à $(x^{*\Phi}, q^*)$ où $q^* = \ell$ et $x^{*\Phi}$ satisfait[6]

$$-Np_1(x^{*\Phi}, x^{*\Phi})\, U'(S - \Pi^{*\Phi})\ell = C'(x^{*\Phi}) \tag{9}$$

En situation d'asymétrie d'information, il n'est pas possible pour l'assureur d'observer x directement et, par conséquent, d'utiliser cette information pour tarifer l'assurance. Désignons par $\tilde{x} \geq 0$ et $\tilde{q} \leq \ell$ les solutions optimales sous le risque moral et par $Z_1(\tilde{x}, \tilde{q})$ et $Z_2(\tilde{x}, \tilde{q})$ les niveaux de bien-être respectifs de l'assuré et de l'assureur. Par définition du risque moral $Z_1(\tilde{x}, \tilde{q}) < Z_1(x^{*\Phi}, q^*)$ et $Z_2(\tilde{x}, \tilde{q}) < Z_2(x^{*\Phi}, q^*)$.

Une façon de réduire les écarts dans les niveaux de bien-être est d'utiliser des mesures indirectes d'activités de prévention dans un modèle à plusieurs périodes. Les agents négocient un contrat d'assurance de plusieurs périodes dans lequel ils peuvent se référer à l'information qu'ils accumulent. Dans le cas qui nous concerne, l'assureur public peut observer le nombre d'accidents, le nombre de points d'inaptitude et le nombre de révocations/suspensions du permis de conduire de l'assuré dans le temps, ce qui lui procure une information plus complète comparativement à un assureur qui n'observe que les accidents passés.

Ces contrats d'assurance, en plus de réajuster les primes d'assurance au risques représentés par les divers agents, permettent d'inciter ceux-ci à la prudence. En effet, l'assuré sachant ex ante que sa prime d'assurance future est fonction de ses activités de conduite présentes et passées a intérêt à être prudent pour réduire ses coûts d'assurance. Nous pouvons formaliser ce type de contrat d'assurance de la façon suivante[7].

Au début de la première période, l'assureur propose à l'assuré un contrat d'assurance de long terme mais renégociable au début de chaque période (ou de chaque année dans notre cas) en tenant compte de l'information accumulée sur les accidents passés, les points d'inaptitude et les révocations/suspensions. Utilisant ces informations, l'assureur annonce, au début de chaque période, une nouvelle prime et l'assuré décide s'il va continuer de

s'assurer ou non et choisit un niveau d'activité d'autoprotection. Comme nous nous intéressons à des contrats efficaces, la couverture d'assurance est complète et ne change pas dans le temps. Nous sommes donc dans un contexte de Stackelberg où l'assureur est le meneur et où la stratégie de l'assuré constitue une meilleure réponse à l'annonce du meneur.

Chaque agent connaît les possibilités d'action de l'autre et le type d'information qui lui est accessible. De plus, les anticipations des états d'information futurs des agents affectent leur choix de stratégies. Par exemple, l'assuré sait très bien que s'il n'est pas prudent durant la période t, sa probabilité d'accumuler des points d'inaptitude, d'être impliqué dans des accidents ou même d'avoir des révocations/suspensions durant cette période sera plus élevée et sa prime d'assurance risque d'augmenter à la période (t+1). A la fin de chaque période, l'assureur sait

1) si l'individu était assuré ou non et par le fait même, s'il détenait un permis de conduire ou non. $\theta_c^t \in \{0, 1\}$ mesure cette information et 1 indique que l'individu était assuré;
2) si l'individu a eu un ou plusieurs accidents et quels types d'accidents il a encourus. Pour simplifier l'exposé théorique, nous allons supposer, pour le moment, qu'il est possible d'avoir au maximum un accident durant une période et que les accidents sont tous identiques. $\theta_z^t \in \{0, \ell\}$ mesure cette information et ℓ indique le montant de perte au moment de l'accident;
3) si l'individu a accumulé des points d'inaptitude durant la période. $\theta_d \in [0, 1, \ldots]$ mesure le nombre de points accumulés;
4) si l'individu a accumulé des révocations/suspensions durant la période. $\theta_y \in [0, 1, \ldots]$ mesure le nombre de révocations/suspensions accumulées.

Le vecteur $\theta_1^t = (\theta_c^t, \theta_z^t, \theta_d^t, \theta_y^t)$ est le vecteur d'information de l'assureur à la fin de la période t. Il est composé de quatre vecteurs qui contiennent

des informations sur la période t et sur toutes les périodes précédentes :

$$\Theta_c^t = (\Theta_c^{t1}, \Theta_c^{t2}, \ldots\ldots\ldots\ldots, \Theta_c^{tt})$$

$$\Theta_z^t = (\Theta_z^{t1}, \Theta_z^{t2}, \ldots\ldots\ldots\ldots, \Theta_z^{tt})$$

$$\Theta_d^t = (\Theta_d^{t1}, \Theta_d^{t2}, \ldots\ldots\ldots\ldots, \Theta_d^{tt})$$

$$\Theta_y^t = (\Theta_y^{t1}, \Theta_y^{t2}, \ldots\ldots\ldots\ldots, \Theta_y^{tt})$$

L'assuré bien sûr connaît toutes les informations contenues dans Θ_1^t et il n'est pas pertinent de répéter ces informations. Identifions par Θ_2^t le vecteur d'information de l'assuré à la fin de la période t. L'assuré sait également comment l'assureur calcule les primes et sait que cette formule ne changera pas dans le temps.

Une question importante concerne les stratégies des agents. En particulier, quelle stratégie l'assureur va utiliser pour inciter les assurés à produire $x^{*\Phi}$. Considérons d'abord comment Rubinstein et Yaari (1983) et Radner (1981) ont analysé cette question en supposant que l'assureur ne peut observer que les accidents passés.

Par définition, une stratégie est une fonction qui transforme l'information en action. Soient $f = (f^1, f^2, \ldots)$ et $g = (g^1, g^2, \ldots)$, les stratégies respectives de l'assureur et de l'assuré où, pour $t = 1, 2, \ldots$, f^{t+1} est fonction de Θ_1^t et appartient à P, l'ensemble des primes d'assurance et g^{t+1} est fonction de Θ_2^t et a deux composantes (g_c^{t+1}, g_x^{t+1}) où $g_c^{t+1} \in \{0, 1\}$ avec 1 pour s'assurer et 0 autrement, et $g_x^{t+1} \in [0, X]$, l'ensemble des niveaux d'activités de prévention.

Ex ante, $\tilde{\Theta}_1^t(f, g)$ et $\tilde{\Theta}_2^t(f, g)$ sont des variables aléatoires et représentent les vecteurs d'information anticipés des agents. Les actions anticipées des agents peuvent être représentées par $f^t(\tilde{\Theta}_1^{t-1}(f, g))$ et $g^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1}(f, g))$ pour $t = 2, 3, \ldots$ et par f^1 et g^1 pour $t = 1$.

Les bénéfices anticipés des agents $(\tilde{h}_i^t)$ prennent les valeurs aléatoires suivantes :

$$\text{Avec assurance} \begin{cases} \tilde{h}_1^t = f^t(\tilde{\Theta}_1^{t-1}) - p(g_x^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1}))\ell \\ \tilde{h}_2^t = U(S - f^t(\tilde{\Theta}_1^{t-1})) - C(g_x^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1})) \end{cases}$$

$$\text{Sans assurance} \begin{cases} \tilde{h}_1^t = 0 \\ \tilde{h}_2^t = (1 - p(g_x^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1}))\, U(S) + p(g_x^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1}))\, U(S - \ell) - C(g_x^t(\tilde{\Theta}_2^{t-1})) \end{cases}$$

Si maintenant nous supposons que chaque agent maximise son bien-être à long terme, nous devons nous demander quelle stratégie $\tilde{f}$ permettra d'obtenir le plus haut niveau de bien-être compte tenu de la réaction (meilleure réponse) $\tilde{g}$ de l'individu à la stratégie $\tilde{f}$ annoncée. Rubinstein et Yaari proposent une stratégie bonus-malus pour l'assureur. Elle consiste à annoncer

$$f^1 = p^*\Phi$$

et pour t = 1, 2, ...

$$f^{t+1}(\Theta_1^t) = \begin{cases} p^*\Phi \text{ si } \dfrac{1}{N(t)} \sum_{s=1}^{t} \Theta_z^{ts} \leq p(x^*\Phi)\ell + \alpha^{N(t)} \\ P_k \quad \text{autrement} \end{cases}$$

où $P^*\Phi = p(x^*\Phi)\ell$;

$N(t)$ est le nombre de périodes dans lesquelles l'individu était assuré;

P_k est une prime telle que $U(S - P_K) < (1 - p(x^*))\, U(S) + p(x^*)\, U(S - \ell)$ où x^* est le niveau de prévention individuellement rationnel et sans assurance;

$\alpha^{N(t)}$ est un instrument statistique. Il permet de ne pas pénaliser trop ceux qui ont eu des accidents tout en ayant un niveau d'activités de prévention égal à $x^*\Phi$. Par contre, il est fixé à un niveau assez élevé pour inciter les individus à choisir $x^*\Phi$.

En d'autres termes, l'assureur, à t = 1, fixe la prime à un niveau correspondant à $x^{*\Phi}$ et, par la suite, continuera de charger cette prime si le niveau de perte moyen observé de l'assuré $\left(\frac{1}{N(t)} \sum_{s=1}^{1} \Theta_z^{ts}\right)$ est inférieur à l'espérance de perte correspondant à $x^{*\Phi}$ plus une marge d'erreur statistique.

Il est possible de démontrer que ce contrat est réalisable et qu'il permet d'atteindre le niveau d'utilité moyen correspondant à celui de pleine information sur les activités de prévention, c'est-à-dire que l'assuré profitera d'une pleine assurance à chaque période et va exercer le niveau de prévention optimal $x^{*\Phi}$.

Ce résultat théorique est obtenu si le taux d'escompte est nul et si le nombre de périodes est très grand. Par ailleurs, Radner (1985) a démontré qu'il est possible d'augmenter le bien-être des individus en présence de risque moral en utilisant un contrat d'assurance sur plusieurs périodes plutôt qu'un contrat à une période même si le taux d'escompte est positif pour autant que le nombre de périodes soit suffisamment élevé. Il s'agit cependant d'une solution de second rang.

Si nous adaptons la stratégie bonus-malus à notre modèle de départ, c'est-à-dire si nous tenons compte des points d'inaptitude, des révocations/suspensions, des accidents passés et des autres facteurs qui peuvent influencer la probabilité d'accident, nous pourrions obtenir

$$f^1 = P(x^{*\Phi}, i)$$

et pour t = 1, 2, ...

$$f^{t+1}(\Theta_1^t) = \begin{cases} P(x^{*\Phi}, i) & \text{si } \frac{1}{N(t)} \sum_{s=1}^{t} \hat{p}^s(\Theta_1^t, i) \leq p(x^{*\Phi}, i) + \alpha^{N(t)} \\ P_k & \text{autrement} \end{cases}$$

où i est un vecteur représentant les facteurs observables autres que l'expérience de conduite observée et qui peuvent influencer la probabilité d'avoir un accident (âge, sexe, ...);

$\hat{p}(\Theta_1^t, i)$ est la probabilité d'avoir un accident durant la période (t+1) en fonction de l'expérience de conduite observée (Θ_1^t) et des autres facteurs (i), calculée en utilisant les paramètres estimés de la fonction de probabilité;

$p(x^{*\Phi}, i)$ est la probabilité d'avoir un accident en fonction du niveau de prévention socialement optimal ($x^{*\Phi}$) et des autres facteurs observables (i), calculée en utilisant les paramètres estimés de la fonction de probabilité;

$P(x^{*\Phi}, i) = p(x^{*\Phi}, i)\ell$.

Si maintenant nous tenons compte des externalités associées aux activités de sécurité routière, le niveau Pareto optimal de prévention avec assurance n'est plus égal à $x^{*\Phi}$ mais à $\hat{x}^{\Phi} > x^{*\Phi}$. L'utilisation du type de contrat que nous venons de décrire est encore possible. Il s'agit de redéfinir la probabilité théorique et la prime correspondante en utilisant $\hat{x}^{\Phi}$ plutôt que $x^{*\Phi}$ (voir Boyer et Dionne (1985a) pour plus de détails).

Le contrat d'assurance à long terme devient

$$f^1 = P(\hat{x}^{\Phi}, i)$$

$$f^{t+1}(\Theta_1^t) = \begin{cases} P(\hat{x}^{\Phi}, i) & \text{si } \frac{1}{N(t)} \sum_{s=1}^{t} \hat{p}^s(\Theta_1^t, i) \leq p(\hat{x}^{\Phi}, i) + \alpha^{N(t)} \\ P_k & \text{autrement} \end{cases}$$

Ce type de contrat devrait permettre de réaliser un niveau de prévention Pareto optimal en présence de risque moral et d'externalités si le nombre de périodes est suffisamment grand.

Il ne s'agit pas pour le moment de calculer le nombre optimal de périodes pour atteindre une solution très près de celle qui est Pareto optimale ou encore de définir une formule de tarification particulière qui permettrait d'approximer les résultats théoriques présentés plus haut. Nous allons plutôt nous concentrer sur les fondements empiriques de ce type de modèle et vérifier si effectivement les accidents passés, les points d'inaptitude et les révocations/suspensions accumulés à la période t et certains facteurs observables à la période t+1 affectent significativement la probabilité d'accidents à la période t+1.

PARTIE II : Analyse économique de la sécurité routière : résultats empiriques

1. Introduction

Nous allons vérifier dans cette deuxième partie que l'approche théorique de la première partie peut être rendue opérationnelle et qu'une mesure des différents concepts proposés, quoique difficile et délicate, peut être obtenue grâce au développement d'un échantillon original adéquat et grâce à l'application de méthodes statistiques appropriées.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, le régime public d'assurance automobile québécois a plusieurs caractéristiques qui permettent d'utiliser ce type de modèle. Le fait d'avoir un seul assureur diminue les coûts d'acquisition d'information et rend la menace d'augmentation de prime d'assurance plus crédible puisqu'un assuré ne peut pas changer d'assureur. De plus, étant donné que le régime public d'assurance obligatoire concerne la personne et non pas les automobiles, les contrats d'assurance sont en général assez longs, c'est-à-dire qu'ils couvrent toute la période de détention d'un permis de conduire ce qui devrait être suffisant pour bien approximer les risques que représentent les individus. Finalement, l'assureur public peut tenir compte des externalités dans sa politique de tarification.

2. Description de l'échantillon

L'échantillon aléatoire contient de l'information sur 20 027 conducteurs. Pour chaque conducteur, nous connaissons :

- ses caractéristiques telles qu'apparaissant sur son permis de conduire sauf le nom, l'adresse et le numéro de permis de conduire[8];
- l'historique de ses points de démérite depuis août 1980;
- l'historique de ses accidents depuis août 1980;
- l'historique de ses révocations/suspensions de permis de conduire depuis août 1981.

Certaines observations sont incomplètes - en particulier pour la région de résidence et l'expérience de conduite - et nous ont amenés à ne retenir que 19 013 observations pour les fins de l'analyse empirique.

3. Construction et signification des variables du modèle

Comme nous l'avons mentionné dans la partie précédente, nous cherchons à estimer à l'aide de cet échantillon, la probabilité $\hat{p}^s(\Theta_1^t, i)$ qu'un conducteur soit impliqué dans un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques i et son expérience passée comme conducteur Θ_1^t. Le vecteur de caractéristiques i comprend 7 groupes de variables : l'âge, le sexe, l'expérience (soit le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du premier permis), la région de résidence, les restrictions apparaissant sur le permis de conduire, la ou les classes de permis de conduire que détient le conducteur considéré et finalement une mesure d'exposition à savoir le nombre de jours durant lesquels le conducteur possédait un permis valide, c'est-à-dire non révoqué ou suspendu.

Le vecteur (Θ_1^t) comprend trois variables reliées au comportement de l'individu comme conducteur et en particulier au niveau d'activités d'autoprotection choisi par le conducteur. Il s'agit d'abord des points d'inaptitude

X04 accumulés au cours des deux années (1980-1981 et 1981-1982) précédant l'année 1982-1983 pour laquelle nous voulons estimer la probabilité $\hat{p}^s(\theta_1^t, i)$ d'accident avec dommages corporels[9]. Il s'agit ensuite du nombre de révocations/suspensions du permis de conduire Y05B en vigueur durant l'année 1981-1982. Il s'agit enfin du nombre d'accidents (accidents avec dommages corporels et/ou matériels) Z01 dans lesquels le conducteur a été impliqué durant les deux années précédentes, soit 1980-1981 et 1981-1982 dans notre échantillon. Ces trois variables sont définitivement reliées au comportement de l'individu vis-à-vis la sécurité routière.

Toutes les variables du vecteur i sauf la variable d'exposition sont des variables dichotomiques. Ainsi, nous avons pour le groupe "âge" 7 variables 0-1 avec comme groupe témoin les jeunes ayant moins de 20 ans (il s'agit de l'âge au 1er août 1982). Evidemment, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

A1619 : c'est le groupe témoin (constante);

A2024 : $\begin{cases} = 1 \text{ si le conducteur a entre 20 et 24 ans;} \\ = 0 \text{ autrement;} \end{cases}$

A2534 : entre 25 et 34 ans;

A3544 : entre 35 et 44 ans;

A4554 : entre 45 et 54 ans;

A5564 : entre 55 et 64 ans;

A65 : 65 ans et plus.

Le groupe "sexe" comprend 2 variables 0-1 avec les femmes comme groupe témoin

SEXF : groupe témoin (constante);

SEXM : $\begin{cases} = 1 \text{ si homme} \\ = 0 \text{ autrement.} \end{cases}$

Le groupe "expérience de conduite" comprend 7 variables avec les conducteurs ayant une expérience entre 1 et 2 ans comme groupe témoin. Une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

EXPO : permis obtenu en 1982-1983;

EXPM1 : = 1 si le conducteur détient son permis depuis moins d'un an au 1er août 1982;
= 0 autrement;

EXP1 : expérience entre 1 et 2 ans, groupe témoin (constante);

EXP2 : expérience entre 2 et 3 ans;

EXP35 : expérience entre 3 et 6 ans;

EXP61Ø : expérience entre 6 et 11 ans;

EXP11 : expérience de plus de 11 ans.

Le groupe "région de résidence" comprend 11 variables dichotomiques représentant les 11 régions socio-économiques du Québec avec les conducteurs de la région 6, soit l'archipel de Montréal, comme groupe témoin. Encore une fois, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

REG1 : = 1 si le conducteur réside dans la région du Bas St-Laurent et Gaspésie
= 0 autrement;

REG2 : Saguenay-Lac-St-Jean;

REG3 : Québec;

REG4 : Trois-Rivières;

REG5 : Estrie;

REG6 : Archipel de Montréal : groupe témoin (constante);

REG7 : Laurentides-Lanaudière.

REG8 : Montérégie.

REG9 : Outaouais;

REG10 : Abitibi-Témiscamingue;

REG11 : Côte-Nord et Nouveau-Québec.

Le groupe "restrictions" comprend 7 variables. Plusieurs variables de ce groupe "restrictions" peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné et, par conséquent, aucune variable n'est utilisée comme groupe témoin.

RTSA : { = 1 si la restriction A (doit porter des lunettes ou lentilles cornéennes pour conduire) apparaît au permis de conduire;
= 0 autrement;

RTSC : doit utiliser un appareil auditif pour conduire;

RTSH : doit conduire un véhicule dont la masse totale en charge n'excède pas 5 500 kg;

RTSO : ne peut conduire un véhicule d'urgence;

RTSU : détient un permis valide pour 6 mois;

RTSØ : aucune restriction;

RTSG : autres restrictions du permis de conduire.

Le groupe "classe de permis" comprend 7 variables dichotomiques. Aucune classe n'est utilisée comme groupe témoin car plusieurs variables de ce groupe peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné.

CL1113 : { = 1 si les classes 11, 12, 13 (peut conduire des autobus) apparaissent explicitement sur le permis du conducteur (incluant les classes 41, 42 et 61);
= 0 autrement;

CL21 : Véhicule et ensemble de véhicules de masse totale en charge de 11 000 kg ou plus (incluant 22, 41, 42 et 61);

CL22 : véhicule de masse totale en charge de 11 000 kg ou plus (incluant 41, 42 et 61);

CL31 : véhicule taxi (incluant 41, 42 et 61);

CL42 : véhicule(s) de la classe 41 à l'exception des véhicules de commerce publics (incluant 61);

CL54 : motocyclette (incluant 55, 56 et 61);

CL5556 : motocyclette de cylindrée de 400 cm^3 ou moins et vélomoteur (incluant 56 et 61).

La classe 41 n'a pas été retenue puisqu'elle est presque parfaitement corrélée avec la classe 42. La classe 61 (tracteur de ferme) ne contient pas d'observation et n'a pas été retenue.

La variable dépendante est dichotomique. Il s'agit de la variable Z01CBL prenant la valeur 1 si le conducteur considéré a été impliqué dans un ou plusieurs accidents avec dommages corporels en 1982-1983 et la valeur 0 autrement. Ainsi, la valeur estimée de cette variable dépendante peut être interprétée pour un conducteur donné comme la probabilité que Z01CBL prenne la valeur 1, c'est-à-dire la probabilité que le conducteur soit impliqué dans au moins un accident avec dommages corporels, étant donné le vecteur de caractéristiques i du conducteur et son vecteur de "comportement" θ_1^t représenté par (X04, Y05B, Z01). Deux procédures statistiques ont été utilisées : les moindres carrés ordinaires et le probit. Seuls les résultats du probit sont présentés dans cet article étant donné que les résultats des moindres carrés ordinaires corroborent tout à fait ceux du probit et que ce dernier semble le plus adéquat compte tenu du modèle et de l'échantillon.

4. Estimation de la probabilité d'accident à l'aide de la méthode du probit

Les résultats du tableau 1 sont très révélateurs quant à la probabilité d'avoir au moins un accident avec dommages corporels en 1982-1983 pour divers individus. Les paramètres ou coefficients originaux peuvent directement servir à estimer la probabilité d'accident d'un individu donné. Ainsi, considérons à titre d'exemple le cas d'une femme entre 20 et 24 ans qui a eu son premier permis de conduire en 1979-1980 (entre 08-79 et 07-80), habite la région de Montréal, doit porter des lunettes, ne peut conduire de véhicule dont la masse totale en charge excède 5 500 kg, et dont le permis est de la classe 42 et ne permet donc pas la conduite de véhicules publics. Si cette femme n'a accumulé aucun point d'inaptitude en 1980-1981 et 1981-1982, aucune révocation/suspension en 1981-1982, et n'a été impliquée dans aucun accident, c'est-à-dire Ω = (X04, Y05B, Z01) = (0, 0, 0), alors nous estimons que la probabilité que cette femme soit impliquée dans un accident avec dommages corporels en 1982-1983 est de 0,24%. Par ailleurs, si son vecteur Ω était de (5, 0, 0) alors sa probabilité d'accident en 1982-1983 serait estimée à 0,34%. Enfin, si en plus des 5 points, elle avait eu son permis révoqué pour trois mois en 1981-1982 pour conduite en état d'ébriété et avait été impliquée dans un accident en 1980-1981, son vecteur étant alors Ω = (5, 1, 1), nous aurions estimé sa probabilité d'accident en 1982-1983 à 1,64%!

Considérons un autre exemple : un homme entre 35 et 44 ans, qui a eu son premier permis avant 1971, demeure à Montréal, doit porter des lunettes et qui a un permis des classes 42 et 54. Si cet homme a un vecteur (X04, Y05B, Z01) égal à (0, 0, 0) alors nous estimons que la probabilité qu'il soit impliqué dans un accident avec dommages corporels en 1982-1983 est de 1,14%. Par ailleurs, cette estimation passerait à 1,54% si le nombre de points d'inaptitude accumulés en 1980-1981 et 1981-1982 était de 5.

Tableau 1

Estimation de la probabilité d'accident avec dommages corporels en 1982-1983

Méthode d'estimation : Probit

Variable dépendante : Z01CBL

Test du quotient de vraisemblance : 219,146
(Seuil à 99,5% avec 43 d.ℓ. : 66,77)

Nombre d'observations : 19 013

Nombre de variables explicatives : 44

Variables explicatives	Coefficients originaux	Coefficients transformés	t-Student
A2024	-0,04899	-0,0009	-0,3670
A2534	-0,3485	-0,0059	-2,2951*
A3544	-0,3599	-0,0057	-2,1577*
A4554	-0,3847	-0,0056	-2,1895*
A5564	-0,6931	-0,0077	-3,3842*
A65	-0,4958	-0,0060	-2,2027*
SEXM	0,4354	0,0082	5,8459*
EXPØ	0,3796	0,0119	1,0013
EXPM1	0,2509	0,0067	0,9099
EXP2	-0,1536	-0,0026	-0,7128
EXP35	-0,4355	-0,0060	-1,8638**
EXP610	-0,4435	-0,0069	-1,7634**
EXP11	-0,3446	-0,0071	-1,3313
REG1	0,1306	0,0030	0,9552
REG2	-0,1072	-0,0019	-0,7312
REG3	0,04737	0,0010	0,5768
REG4	-0,1348	-0,0024	-1,1046
REG5	-0,4326	-0,0055	-2,0187*
REG7	-0,008566	-0,0002	-0,08556
REG8	-0,02355	-0,0005	-0,2917
REG9	-0,1066	-0,0019	-0,7083
REG10	-0,1150	-0,0020	-0,6268
REG11	-0,4714	-0,0056	-1,4087

Tableau 1 (suite)

Estimation de la probabilité d'accident avec dommages corporels en 1982-1983

Variables explicatives	Coefficients originaux		Coefficients transformés	t-Student
RTSA	0,1203		0,0026	0,4969
RTSC	0,5044		0,0186	1,7964**
RTSH	-0,1299		-0,0023	-0,5117
RTSO	0,6921		0,0323	1,8060**
RTSU	0,1381		0,0033	0,3151
RTSØ	0,2094		0,0039	0,8486
RTSG	-0,4332		-0,0055	-1,6013
CL1113	0,01512		0,0003	0,07194
CL21	0,02875		0,0006	0,2396
CL22	0,4984		0,0185	1,6699**
CL31	0,6081		0,0256	3,3683*
CL42	0,07641		0,0015	0,7492
CL54	0,1964		0,0034	1,4201
CL5556	-0,1938		-0,0031	-0,4409
EXPØA	0,0006677		0,0039	0,7064
EXPØB	0,0008453		0,0045	1,0336
EXPØC	0,0008117		0,0044	1,3632
X04	0,02349	(0-1) (1-5) (5-31)	0,0005 0,0021 0,0317	2,3844*
Y05B	0,4232	(0-1) (1-2) (2-3)	0,0143 0,0332 0,0647	2,2419*
Z01	0,2143	(0-1) (1-2) (2-6)	0,0051 0,0083 0,0958	5,1901*
Constante	-3,2500		-0,7822	-7,3070*

*Variables significatives à 95%.
**Variables significatives à 90%.

Probabilité estimée pour un individu moyen = 0,00723

Ecart-type de l'estimation = 0,000719

Intervalle de confiance à 95% de la probabilité estimée : (0,005823 , 0,008641).

Enfin, s'il avait de plus vu son permis révoqué pour trois mois pour infraction au code criminel et s'il avait été impliqué dans un accident en 1981-1982, alors nous aurions estimé sa probabilité d'accident en 1982-1983 à 5,55%! Ces variations de probabilité d'accident sont très révélatrices et semblent confirmer le rôle significatif des variables X04, Y05B et Z01. Rappelons que ces variables sont représentatives des activités de prévention des conducteurs et de leur attitude générale face à la sécurité routière.

Ces résultats confirment également le rôle important des caractéristiques individuelles. En effet, le lecteur averti aura certainement remarqué que les probabilités d'accident dans l'exemple #2 sont beaucoup plus élevées que celles de l'exemple #1. Le tableau 2 explique les différentes en détail lorsque (X04, Y05B, Z01) = (0, 0, 0). La première colonne reprend l'exemple #1; la probabilité d'accident est de 0,24%. La deuxième colonne explique l'effet de changement de sexe sur la probabilité d'accident, la troisième celui de changement d'âge, la quatrième celui de changement de classe de permis et la cinquième l'effet de changement de restriction du permis. La différence entre la probabilité d'accident de l'exemple #2, 1,14%, et celle obtenue à la cinquième colonne, 0,89%, est expliquée par le changement d'expérience de conduite. Le fait d'être un homme, d'avoir un permis de motocyclette et de ne pas avoir de restriction sur la masse du véhicule augmente beaucoup la probabilité d'accident avec dommages corporels dans l'exemple #2. Ces variables peuvent être interprétées comme étant des variables auxiliaires de l'exposition au risque des individus. Nous n'avons pas de statistiques permettant, par exemple, de relier le nombre de kilomètres parcourus annuellement à ces variables mais nous pouvons conjecturer qu'il existe une corrélation positive entre ces variables et le nombre de kilomètres parcourus. De plus, si cette variable d'exposition était introduite dans

Tableau 2

Comparaison de la probabilité d'accident entre
l'exemple #1 et l'exemple #2
Ω = (0, 0, 0)

Exemple #1	Exemple #2			
A2024 = 1	A2024 1	A3544 = 1	A3544 = 1	A3544 = 1
SEXM = 0	SEXM 1	SEXM = 1	SEXM = 1	SEXM = 1
EXP35 = 1	EXP35 1	EXP35 = 1	EXP35 = 1	EXP35 = 1
RTSA = 1	RTSA 1	RTSA = 1	RTSA = 1	RTSA = 1
RTSH = 1	RTSH 1	RTSH = 1	RTSH = 1	RTSH = 0
CL42 = 1	CL42 1	CL42 = 1	CL42 = 1	CL42 = 1
CL54 = 0	CL54 0	CL54 = 0	CL54 = 1	CL54 = 1
$\hat{p}$ = 0,00241	0,00857	0,00352	0,00624	0,00893

nos calculs, les variables sexe, permis de motocyclette et masse du véhicule seraient probablement moins importantes pour calculer la probabilité d'accident. Mais l'exposition aux risques d'être impliqué dans des accidents avec dommages corporels n'est pas uniquement fonction du nombre de kilomètres parcourus. Elle est aussi fonction entre autres de la masse du véhicule et du fait d'être en motocyclette ou non pour chaque kilomètre parcouru. Nos résultats nous permettent seulement d'affirmer que les caractéristiques personnelles doivent être bien contrôlées lorsque nous voulons isoler l'effet de l'expérience passée dans l'estimation de la probabilité d'accident des individus.

Le tableau 1 donne aussi les coefficients transformés de chacune des variables explicatives. Ces coefficients peuvent directement être interprétés en terme de probabilité. Considérons un individu fictif moyen, c'est-à-dire défini par le vecteur $\bar{w}$ des valeurs moyennes de chacune des variables

explicatives. Considérons la variable w_k. Le coefficient transformé associé à la variable w_k est la différence entre la probabilité estimée pour

$$w_j = \bar{w}_j \qquad j = 1, \ldots, k-1, k+1, \ldots, 44$$

$$w_k = 0$$

et la probabilité estimée pour

$$w_j = \bar{w}_j \qquad j = 1, \ldots, k-1, k+1, \ldots, 44$$

$$w_k = v_j$$

où v_j est égal à 1 pour une variable dichotomique et peut prendre différentes valeurs pour les variables continues[10].

Ainsi, considérant les accidents passés, un conducteur ayant deux accidents à son dossier aura une probabilité d'accident avec dommages corporels de 0,0134 (0,0051 + 0,0083) supérieure à celle d'un conducteur n'ayant aucun point à son dossier. De façon similaire, un conducteur ayant eu deux révocations/suspensions en vigueur en 1981-1982 verrait sa probabilité estimée d'accident avec dommages corporels pour 1982-1983 être de 0,0332 supérieure à celle d'un conducteur ayant eu une seule révocation/suspension en 1981-1982.

Finalement, à partir des paramètres du tableau 1, nous avons calculé que la probabilité d'accident de l'individu moyen ($w_j = \bar{w}_j$, $\forall j$) est de 0,72% d'avoir un accident avec dommages corporels. Cette valeur correspond à $\alpha+\beta'\bar{w}$ plutôt qu'à la valeur moyenne de Z01CBL qui est 1,16%. La différence s'explique par le fait que le modèle Probit est non-linéaire dans les paramètres[11]. L'écart-type calculé est de 0,072% ce qui implique que l'intervalle de confiance à 95% de la probabilité estimée est (0,58%, 0,86%). La précision des calculs est très grande ce qui peut nous permettre d'utiliser ces probabilités pour calculer des primes d'assurance. Boyer et Dionne (1985c) montrent

d'ailleurs comment des résultats similaires peuvent être utilisés pour calculer des primes. Ils comparent leurs calculs à ceux des modèles actuariels qui utilisent des méthodes statistiques différentes (Lemaire, 1983).

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons présenté une analyse économique de la sécurité routière en mettant l'emphase sur la tarification de l'assurance comme incitatif à la prudence en présence de risque moral et d'externalités.

Les principales conclusions qui se dégagent de notre analyse sont les suivantes :

- les choix rationnels des individus ne tiennent pas compte des effets externes générés par leurs choix, c'est-à-dire qu'ils ne tiennent pas compte des conséquences de leurs actions sur les probabilités d'accident des autres individus. Ainsi, si la quantité d'assurance est fixée de façon exogène, le niveau d'équilibre d'activité de prévention x^* est inférieur au niveau Pareto supérieur $\hat{x}$;
- l'utilisation de contrats d'assurance sur plusieurs périodes avec tarification en fonction de l'expérience passée, permet d'atteindre une solution Pareto supérieure d'allocation des risques et de choix d'activités de prévention si le nombre de périodes est suffisamment élevé. Ce modèle de tarification repose sur une hypothèse empirique importante à savoir que la probabilité d'avoir un accident à la période t est fonction de l'expérience passée et de certains facteurs observables à la période t;
- la relation entre la probabilité d'accident avec dommages corporels en t et les variables "comportementales" que représentent les points d'inaptitude accumulés en t-1 et t-2, les révocations/suspensions pour infractions

au code criminel en vigueur en t-1, et les accidents passés en t-1 et t-2, est statistiquement fort significative. Cette relation a été vérifiée à l'aide d'une méthode d'analyse multivariée pour les accidents avec dommages corporels. De plus, nous nous sommes assurés que cette relation n'était pas fictive par la prise en compte explicite d'un ensemble de variables caractérisant la situation propre de chaque conducteur. Nous avons aussi illustré à l'aide d'exemples comment ces résultats pouvaient être utilisés pour fins de calcul des probabilités invidiuelles d'accident avec dommages corporels.

Plusieurs extensions à cette étude sont possibles. Une première consisterait à améliorer la fiabilité statistique des résultats économétriques présentés dans la Partie II par la construction d'un modèle multi-logit permettant d'étudier les probabilités d'avoir "aucun accident", "un accident" et "deux accidents et plus" et aussi par l'analyse de la sensibilité des probabilités d'accidents aux divers types d'infractions au code de la route et/ou aux divers types d'accidents passés.

Une deuxième extension serait de tenir compte de façon plus explicite de l'exposition au risque des individus. Il serait intéressant d'obtenir ce type d'information par le biais d'une enquête et de l'utiliser afin d'améliorer nos résultats préliminaires, permettant ainsi une tarification plus adéquate en fonction des risques des individus. La prise en compte de l'exposition au risque pourrait également éliminer certaines variables actuellement significatives telles l'âge, le sexe et certaines classes de permis si celles-ci sont, comme nous le croyons, des variables auxiliaires de l'exposition au risque.

Parmi les autres extensions possibles, nous pourrions étudier la gravité des accidents mesurée par leurs coûts, les effets de modifications

de politiques gouvernementales et les compensations optimales. Mais deux projets importants attirent surtout notre attention pour le moment : 1) la construction d'une formule simple et pratique de tarification utilisant les résultats économétriques et respectant les objectifs et contraintes de la Régie; et 2) la détermination de l'impact de l'introduction d'une telle formule de tarification sur le comportement des individus face à la prudence sur les routes.

Cette formule simple de tarification, construite à partir de notre modèle théorique, devrait viser les objectifs sociaux de sécurité routière et respecter la politique de compensation de la Régie : prise en compte des externalités, du risque moral, de l'attitude des individus face au risque, de leur exposition au risque, ... Elle devrait être programmable et facilement utilisable. Par exemple, au renouvellement du permis de conduire d'un assuré, la Régie devrait pouvoir calculer facilement la probabilité d'accident que représente l'individu en utilisant l'expérience passée de l'individu une fois bien évalué l'impact des caractéristiques individuelles, et pouvoir introduire cette information dans une formule simple de tarification. Les résultats de notre étude démontrent que cette forme de tarification est techniquement possible : la Régie possède déjà pratiquement toutes les informations nécessaires et nous avons montré comment ces informations peuvent être utilisées pour rencontrer les objectifs sociaux de sécurité et d'équité visés par la Régie.

Nos résultats montrent que les caractérisiques individuelles (âge, sexe, ...) sont significatives dans l'explication des probabilités individuelles d'accident. Il fallait donc les utiliser comme variables de contrôle pour bien isoler l'effet spécifique des variables comportementales ou d'expérience passée. Cela n'implique pas qu'ils soit adéquat d'utiliser les

caractéristiques individuelles au même titre que les variables de comportement dans la tarification. En effet, même si ces caractéristiques individuelles peuvent capter l'effet des variables d'exposition au risque, il vaudrait mieux développer des mesures directes d'exposition au risque pour fins de tarification.

Jusqu'ici, nous savons qu'empiriquement les probabilités d'accidents à la période t sont fonction de l'expérience passée des conducteurs. Mais, nous n'avons pas encore vérifié empiriquement un résultat important de notre modèle théorique qui veut que l'introduction du type de tarification décrit plus haut amène les conducteurs à un niveau socialement efficace ou optimal de sécurité routière et à réduire ainsi le nombre d'accidents. Une telle vérification est impossible étant donné les informations actuellement disponibles. Une suggestion serait d'appliquer ce genre de tarification pour un groupe bien sélectionné de conducteurs pendant quelques années et étudier ensuite les dossiers d'accidents de ces conducteurs par rapport à ceux des conducteurs d'un groupe témoin.

NOTES

[1]Un assuré voit sa prime totale (permis et immatriculation) réduite d'environ 4% s'il n'a pas accumulé de points d'inaptitude et de révocations/suspensions du permis au cours des deux années précédentes. Pour plus de détails sur les caractéristiques du Régime québécois d'assurance automobile, voir Boyer et Dionne (1985b).

[2]Pour une comparaison des approches économiques et actuarielles, voir Boyer et Dionne (1985c).

[3]Pour une discussion des taxes, des subsides et de la réglementation gouvernementale, voir Boyer et Dionne (1984); des régimes de responsabilité pour négligence et de la tarification non linéaire, voir Boyer et Dionne (1985a).

[4]Pour plus de détails, voir Boyer et Dionne (1985a). Landes (1982) étudie la possibilité que les assureurs privés coopèrent pour obtenir un résultat similaire sans intervention de l'Etat.

[5]Voir également Arnott et Stiglitz (1983), Dionne (1981, 1982), Laffont (1976) et les textes cités dans les bibliographies de ces articles.

[6]Townsend (1982) a démontré qu'en situation de parfaite information, les contrats d'assurance sur plusieurs périodes ne sont pas nécessaires.

[7]Le modèle que nous présentons est une adaptation des modèles de Rubinstein et Yaari (1983) et de Radner (1981, 1985). Henriet et Rochet (1984), Lambert (1983) et Rogerson (1985) ont également présenté des contrats d'assurance sur plusieurs périodes en présence du risque moral et Dionne (1983), Dionne et Lasserre (1984, 1985) et Henriet et Rochet (1984) ont étudié ce type de contrat en présence de sélection adverse.

[8]Pour des raisons de confidentialité, chaque conducteur est identifié par un numéro fictif.

[9]L'estimation de la probabilité d'accident avec dommages corporels et/ou matériels est présentée dans Boyer et Dionne (1985c).

[10]Voir Bisaillon (1982) pour plus de détails.

[11]Par contre, la moyenne des probabilités individuelles estimées est de 1,16%.

REFERENCES

ARNOTT, R. et J. STIGLITZ, "Moral Hazard and Optimal Commodity Taxation", Cahier de recherche #500, Queen's University, 1983.

BISAILLON, M., "Comment interpréter les coefficients probit en termes de probabilité", miméo, Université de Montréal, 1982.

BOYER, M. et G. DIONNE, "Sécurité routière : efficacité, subvention et réglementation", L'Actualité économique, 60 (juin 1984), 200-222.

BOYER, M. et G. DIONNE, "Sécurité routière : responsabilité pour négligence et tarification", Revue canadienne d'économique/Canadian Journal of Economics (à paraître), 1985a.

BOYER, M. et G. DIONNE, "An Analysis of the Quebec Automobile Insurance Regime", Cahier de recherche 8548, Département de science économique et publication 427, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 29 pages, 1985b.

BOYER, M. et G. DIONNE, "Moral Hazard and Experience Rating : An Empirical Analysis", Cahier de recherche 8549, Département de science économique et publication 428, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 1985c.

DIAMOND, P., "Single Activity Accidents", Journal of Legal Studies, 3, (1984), 107-164.

DIONNE, G., "Le risque moral et la sélection adverse : une revue critique de la littérature", L'Actualité économique, 57 (avril-juin, 1981), 193-225.

DIONNE, G., "Moral Hazard and State-Dependent Utility Function", Journal of Risk and Insurance, XLIX, (1982), 405-423.

DIONNE, G., "Adverse Selection and Repeated Insurance Contracts", Geneva Papers on Risk and Insurance, 8, (octobre 1983), 316-333.

DIONNE, G. et P. LASSERRE, "Adverse Selection and Finite-Horizon Insurance Contracts", mimeo, Université de Montréal, 1984.

DIONNE, G. et P. LASSERRE, "Adverse Selection, Repeated Insurance Contracts and Announcement Strategy", Review of Economic Studies, 70, (1985), 719-723.

HENRIET, D. et J.C. ROCHET, "The Logic of Bonus-Penalty Systems in Automobile Insurance : A Theoretical Approach", Laboratoire d'économétrie de l'Ecole Polytechnique, Paris, 34 pages, 1984.

HOLMSTROM, B., "Moral Hazard and Observability", Bell Journal of Economics, 10, (1979), 74-91.

LAFFONT, J.J., "La théorie économique de l'auto-protection", Revue économique, no 4, (1976), 516-588.

LANDES, E.M., "Insurance Liability and Accidents : A Theoretical and Empirical Investigation of the Effect of No-Fault Accidents", Journal of Law and Economics, (1983), 49-65.

LEMAIRE, J., L'assurance automobile : modèles mathématiques et statistiques, Editions Labor, Belgique, 1983.

RADNER, R., "Monitoring Cooperative Agreements in a Repeated Principal-Agent Relationship", Econometrica, 49, (septembre 1981), 1127-1148.

RADNER, R., "Repeated Principal-Agent Games with Discounting", Econometrica, 53, (1985), 1183-1199.

ROGERSON, W.P., "Repeated Moral Hazard", Econometrica, 53, (1985), 69-77.

RUBINSTEIN, A. et M.E. YAARI, "Repeated Insurance Contracts and Moral Hazard", Journal of Economic Theory, 30, (juin 1983), 79-97.

SHAVELL, S., "On Moral Hazard and Insurance", Quarterly Journal of Economics, (novembre 1979), 541-562.

TOWSEND, R.M., "Optimal Multiperiod Contracts and the Gain From Enduring Relationships under Private Information", Journal of Political Economy, 90, (décembre 1982), 1166-1187.